

Ekonometrická analýza vzájemných vazeb akciových trhů nových členských zemí EU před vypuknutím a po vypuknutí finanční krize

Jiří CHALOUPEK, University of Economics, Pragueⁱ

Abstract

During the recent financial and debt crisis, spillovers of shocks between stock markets occurred, which negatively influenced national economies. Interconnections of stock markets is therefore of vital interest to central banks and scientific research. Previous research of the markets of the new EU member states, however, focused primarily on their integration with the global market or the euro-area. This article therefore investigates and describes interactions among markets of the new EU member states. Based on the results of correlation, cointegration and regression analysis and vector autoregression model, the article concludes that before the beginning of the crisis in 2007, national markets were rather affected by domestic information than by information from other countries. This changed after 2007, when the significance of information from other countries (especially from Hungary) sharply increased and the markets became sensitive to regional information.

Keywords

Cointegration, financial crisis, financial integration, new EU member states, stock market, VAR model.

JEL Classification: F36, G01, G15

ⁱ Department of International Trade, Faculty of International Relations, University of Economics, W. Churchill Sq. 4, 130 67 Prague 3, Czech Republic.

xchaj26@isis.vse.cz

This paper was written as a part of a research project IGA VŠE F2/5/2011 *Importance of Financial Markets for International Business in a Globalized World Economy*.

1. Úvod a cíl

Proces globalizace světové ekonomiky je spojen s integrací jednotlivých národních finančních trhů a zejména trhů kapitálových. S tím, jak se postupně odbourávají překážky pro mezinárodní pohyb kapitálu, dochází k nárůstu mezinárodního investování, což vede k synchronizaci trendů na kapitálových trzích.

Jednotlivé národní trhy jsou tak stále více ovlivňovány událostmi na zahraničních trzích, což může vést až k přenosu finanční nákazy z jedné ekonomiky do druhé. Čím více jsou trhy vzájemně integrovány, tím vyšší je rychlost přenosu šoků do ekonomiky. Propojenost kapitálových trhů tak hraje významnou roli pro celkovou stabilitu ekonomiky, jak se potvrdilo během

nedávné krize finanční i současné dluhové. Tato otázka je proto neustále aktuální a je předmětem zájmu vědeckého zkoumání. Česká národní banka (dále jen ČNB) i Evropská centrální banka (dále jen ECB) proto ve svých analýzách pravidelně zkoumají integraci kapitálových trhů (viz ECB, 2012; ČNB, 2011).

Stupeň provázanosti kapitálového trhu je důležitou otázkou pro nové členské země EU (dále jen NMS), jelikož jde o malé otevřené ekonomiky, a finanční nákaza se tak do těchto ekonomik přelévá relativně rychle. Pro centrální banky těchto zemí tak otázka integrace kapitálového trhu s globálním trhem nabývá velkého významu.

Z dosavadního výzkumu (viz část 2. Přehled literatury) vyplývá, že stupeň provázanosti akciových trhů nových členských zemí s globálním trhem i s trhem eurozóny roste, ovšem stále jsou pro vývoj na těchto trzích důležité lokální události.

Tyto práce se však pouze okrajově věnují otázce vzájemné provázanosti akciových trhů nových členských zemí EU. Není proto zcela zřejmé, zda jsou tyto trhy ovlivňovány čistě národními událostmi, nebo jsou ovlivňovány spíše regionálními událostmi.

V tomto článku jsou proto popsány a kvantifikovány vzájemné závislosti a interakce indexů akciových trhů NMS a také analyzovány jejich reakce na vývoj akciových trhů eurozóny a USA, a to s cílem zodpovědět výše uvedenou otázku, zda je vývoj na trzích nových členských zemí ovlivňován spíše regionálními, či čistě domácími událostmi.

Analýza vzájemných vztahů bude provedena pomocí statistických metod, které jsou teoreticky popsány ve 3. části a poté aplikovány ve 4.-8. části. Nejprve jsou vzájemné vztahy prozkoumány pomocí korelační analýzy a následně pomocí regresního modelu používaného ČNB. V další části jsou indexy testovány na existenci kointegrace a v části následující je odhadnut model vektorové autoregrese. Tento model je pak využit k prozkoumání kauzality v Grangerově smyslu, k analýze rozkladu rozptylu a ke konstrukci funkce odezvy na impulz.

2. Přehled literatury

Vzhledem k významu propojenosti kapitálových trhů pro stabilitu ekonomiky zkoumala ECB možnosti, jakými by bylo možné měřit integraci trhů eurozóny. Adam a kol. (2002) proto analyzovali dosavadní výzkumy a navrhli použít korelační analýzu a geografické rozložení portfolií evropských investičních fondů. Na základě těchto výsledků došli k závěru, že integrace během 90. let postupně rostla.

V návaznosti na tento výzkum prozkoumali Baele a kol. (2004) stupeň integrace trhu eurozóny pomocí výnosových diferenciálů, disperzí akciových indexů, regresní analýzy a kvantitativních faktorů, přičemž se podařilo prokázat, že integrace postupně roste a zavedení eura tento trend ještě posílilo.

Tuto metodologii převzala i ČNB, která pravidelně publikuje Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou. Ve zprávě z roku 2011 ČNB konstatuje, že od konce 90. let pokračuje integrace finančních trhů NMS s trhy eurozóny a pro všechny sledované země byla dosažena rychlost přizpůsobení akciových trhů na události v eurozóně relativně vysoká. Finanční krize ovšem vedla k dočasné divergenci trhů.

Tento závěr ČNB potvrzuje výsledky měření Babeckého a kol. (2010), kteří shodně uzavírají, že i přes finanční krizi pokračuje proces integrace s eurozónou.

Scheicher (2001) zkoumal integraci NMS pro období 90. let 20. století a došel k závěru, že tyto akciové trhy byly více ovlivňovány regionálními faktory než globálními a evropskými.

Baltzer a kol. (2007) za použití metodologie v Baele a kol. (2004) vyslovili závěr o rostoucí provázanosti vývoje na trzích NMS s vývojem v eurozóně. Nicméně tito autoři došli k závěru, že významnějším faktorem pro vývoj kurzů jsou události na trhu USA.

Cappiello a kol. (2006) taktéž došli k závěru, že akciové trhy NMS jsou stále více ovlivňovány společnými faktory. Ovšem přestože význam událostí na trzích eurozóny roste, většina variability je důsledkem globálních událostí. Rozvinutější trhy České republiky, Polska a Maďarska jsou pak silněji synchronizovány, a to jak mezi sebou, tak s eurozónou.

Birg a Lucey (2006) za pomoci obdobné metodologie rozdělili NMS na ty, které jsou integrovány s eurozónou i s globálním trhem (Česká republika, Polsko, Maďarsko, Litva a Estonsko), a na ty, které jsou integrovány jen s eurozónou (Slovensko, Slovinsko a Lotyšsko).

Závěry prací Chelley-Steeley (2005), Aslanidis a Savva (2008) a Pungulescu (2009) se shodují v tom, že trhy České republiky, Polska a Maďarska jsou z NMS nejvíce synchronizovány s globálními trhy. Nicméně tato integrace je nižší než u trhů vyspělých zemí.

Při použití intradenních dat však Égert a Kočenda (2007) dospěli k závěru, že vývoj mezi trhy NMS a rozvinutými zeměmi a mezi NMS navzájem je velmi málo korelován. V případě Maďarska byl nicméně pozorován trend rostoucí korelace.

Syriopoulos (2004) navíc zjistil, že trhy NMS vykazují silnější provázanost s trhy svých obchodních partnerů než s trhy svých sousedů.

3. Datový soubor a použité ekonometrické metody

Novými členskými státy EU, které jsou v tomto článku analyzovány, jsou Česká republika, Bulharsko, Estonsko, Lotyšsko, Litva, Maďarsko, Polsko, Rumunsko a Slovinsko. Do analýzy nebylo možné zahrnout akciové indexy Slovenska, Malty ani Kypru, jelikož tyto trhy jsou málo likvidní, a proto data z těchto trhů jsou neúplná.

3.1 Datový soubor

Jako aproximace událostí na jednotlivých národních trzích NMS byl použit vývoj hlavních národních akciových indexů¹ a jako benchmarkové portfolio pro celý trh eurozóny byl zvolen index DJ EURO STOXX 50. Vývoj indexu S&P 500 byl pak vybrán jako aproximace událostí na globálním akciovém trhu, jelikož globální trh je převážně ovlivněn změnami na americkém akciovém trhu.

V této práci jsou použity denní zavírací kurzy jednotlivých indexů, resp. jejich logaritmické výnosy, přičemž byly vybrány pouze dny, kdy se obchodovalo na všech analyzovaných trzích (z 2 873 dnů bylo vynecháno 443 dnů včetně víkendů). Výjimkou je pouze část 5. Regresní analýza, kde jsou výjimečně využita data týdně, jelikož ČNB ve své analýze používá týdenní data.

Všechny údaje byly získány z databázi Thomson Reuters a Patria Online.

Jelikož data z bulharského trhu existují až od října 2000, bylo právě toto datum zvoleno jako začátek sledovaného období. Celý datový soubor je pak zkoumán zvlášť pro období před vypuknutím finanční krize v červenci 2007, jež bylo charakteristické hospodářským růstem, a zvlášť pro následující období, které bylo charakteristické hospodářskou stagnací.

3.2 Korelační a regresní analýza

V prvních odstavcích aplikační části jsou stručně analyzovány korelace mezi jednotlivými trhy, průřezová směrodatná odchylka pro všechny trhy a poté je provedena regresní analýza za pomoci modelu aplikovaného ČNB (viz ČNB, 2011).

ČNB zkoumá velikost a vývoj tzv. gama koeficientu, který vychází z regresní rovnice

$$\Delta Y_{c,t} = \alpha_{c,t} + \gamma_{c,t} \Delta Y_{b,t} + \varepsilon_{c,t}, \quad (1)$$

kde Δ představuje změnu proměnné, $Y_{c,t}$ představuje výnos aktiva země c v čase t , $Y_{b,t}$ je výnos benchmarkového aktiva v čase t , $\alpha_{c,t}$ je konstanta a $\varepsilon_{c,t}$ představuje reziduální složku, tedy v tomto případě specifický šok dané země c . Koeficient gama $\gamma_{c,t}$ v regresní rovnici udává, o kolik se změní výnos akciového indexu, pokud se výnos benchmarkového aktiva zvýší o jednotku.

Růst integrace vyžaduje, aby a) $\alpha_{c,t}$ konvergovala k nule, b) $\gamma_{c,t}$ konvergovala k jedné a c) podíl variability $VR_{c,t}$, tedy podíl variability benchmarkového aktiva $\text{var}(\Delta Y_{b,t})$ a národního trhu $\text{var}(\Delta Y_{c,t})$

$$VR_{c,t} = \frac{\gamma_{c,t}^2 \text{var}(\Delta Y_{b,t})}{\text{var}(\Delta Y_{c,t})}, \quad (2)$$

rostl k jedné (Baele a kol., 2004).²

Ekonomická interpretace je taková, že pokud by byl trh plně integrován, měla by se změna výnosu benchmarku rovnat změně na jednotlivých národních akciových trzích a gama koeficient by se měl rovnat jedné. Hodnoty koeficientu gama vyšší než jedna signalizují efekt multiplikace, tedy silnější reakci ceny lokálního aktiva na společné události než aktiva benchmarkového, a záporné hodnoty vyjadřují asymetrickou reakci na událost.

3.3 Kointegrační analýza

Jako kointegrované jsou označovány nestacionární časové řady, jejichž lineární kombinace stacionární jsou. Takovéto řady vykazují společný trend a jejich vztah je v dlouhém období rovnovážný. Pokud dojde k vychýlení z rovnovážného stavu, pak v následujících obdobích dojde k protisměrnému pohybu, který vede k obnovení rovnováhy.

Časová řada je slabě, resp. kovariančně stacionární, pokud:

- a) střední hodnota proměnné $E(Y_t)$ je konstantní a neměnná pro všechna období t ,
- b) variabilita proměnné $\text{var}(Y_t)$ je konstantní a neměnná v čase t a
- c) $\text{cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = \text{cov}(Y_{t_1+h}, Y_{t_2+h})$, tedy kovariance mezi časovými úseky je neměnná při posunech v čase pro libovolné h .

Úroveň a variabilita stacionární řady jsou tedy konstantní v čase (trend je tak se stacionaritou neslučitelný) a také kovarianční struktura je v čase neměnná.

Pokud časová řada není stacionární, pak autokorelace hodnot časové řady se blíží jedné a příliš neklesají s tím, jak se zvyšuje délka zpoždění. To znamená, že každá hodnota časové řady je silně korelovaná se svými zpožděnými hodnotami.

V případě nestacionární řady pak kořeny ϕ_p autoregresního modelu $AR(p)$, tedy modelu, kde vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné hodnoty závislé proměnné a který lze popsat funkcí

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

¹ PX pro Českou republiku (CZ), WIG pro Polsko (PL), SBI pro Slovinsko (SI), BET pro Rumunsko (RO), SOFIX pro Bulharsko (BG), OMX Tallinn pro Estonsko (EE), OMX Riga pro Lotyšsko (LV) a OMX Vilnius pro Litvu (LT).

² Značení proměnných je v celém textu stejné, pokud není uvedeno jinak.

mají hodnotu rovnou jedné (řada má tzv. jednotkový kořen). Časová řada má pak tzv. dlouhou paměť a vykazuje trendové chování.

K prozkoumání stacionarity bude použit rozšířený Dickey-Fullerův test (dále jen ADF test), který testuje nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene:

$$H_0 : \Delta Y_t = \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi=0, \quad (4)$$

kde regresní koeficient pro zpožděnou hodnotu proměnné $\psi = \varphi_1 - 1$ a β_i je regresní koeficient pro změny proměnné. Testová statistika testuje významnost regresního parametru ψ a má tvar

$$ADF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})} \quad (5)$$

s kritickým oborem $ADF \leq t_{1-\alpha}(n)$. Testová statistika ADF testu je dána poměrem odhadu regresního koeficientu $\hat{\psi}$ a směrodatné chyby tohoto odhadu $\hat{\sigma}(\hat{\psi})$. Tato statistika má speciální rozdělení $t_{1-\alpha}(n)$ s n stupni volnosti (Dickey a Fuller, 1979).

Pokud nulovou hypotézu zamítnout nemůžeme, tedy pokud $\psi = 0$, pak řada má jednotkový kořen a není stacionární.

Tabulka 1 udává hodnoty ADF statistik pro řady zavíracích kurzů a jejich prvních diferencí v období 2000–2011. V případě zavíracích kurzů se nepodařilo v žádném z případů zamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene na 1% hladině významnosti. Řady jsou tedy nestacionární, a proto je zde problém zdánlivé regrese mezi jednotlivými řadami. Naopak v případě logaritmických diferencí byla ve všech případech zamítnuta nulová hypotéza o existenci jednotkového kořene v řadách výnosů. Časové řady jsou tedy stacionární řádu I(1).

Existence kointegrace je v případě nestacionárních dat ověřována pomocí Engle-Grangerovy metodologie. Engle a Granger navrhli metodu o třech krocích:

- 1) je nutné otestovat stacionaritu časových řad (tento krok byl proveden v předchozím odstavci),

- 2) je odhadnut regresní vztah mezi časovými řadami a
- 3) je otestována stacionarita reziduálních složek z tohoto regresního modelu.

V případě, že reziduální složky jsou stacionární, pak jsou časové řady kointegrovány.

K testování stacionarity reziduální složky je použit Engle-Grangerův test, jenž testuje nulovou hypotézu

$$H_0 : \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} = \psi \hat{\varepsilon}_t + u_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (6)$$

tedy hypotézu, že odhad reziduální složky $\hat{\varepsilon}$ z regresního modelu původních nestacionárních veličin má jednotkový kořen (Engle a Granger, 1987). Pokud zamítáme hypotézu o jednotkovém kořenu reziduálních složek, potom jsou reziduální složky stacionární a můžeme učinit závěr, že dvě veličiny jsou kointegrovány. Teprve pokud jsou rezidua stacionární, je možné interpretovat regresní funkci odhadnutou v kroku 2).

3.4 Model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita

Model vektorové autoregrese (dále jen VAR) představuje zobecnění jednorozměrného autoregresního procesu (Lütkepohl, 2005). Tento model má ovšem více než jednu závisle proměnnou, a má tedy i více než jednu regresní rovnici, která využívá jako vysvětlující proměnné zpožděné hodnoty všech analyzovaných proměnných. Model VAR(1) pro dvě proměnné je možné zapsat dvěma rovnicemi

$$\begin{aligned} Y_{c1,t} &= \alpha_1 + \rho_1 Y_{c1,t-1} + \beta_1 Y_{c2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{c2,t} &= \alpha_2 + \rho_2 Y_{c2,t-1} + \beta_2 Y_{c1,t-1} + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (7)$$

přičemž hodnota v závorce vyjadřuje řád zpoždění (v tomto případě jedno období), $Y_{c1,t}$ výnosy aktiva země c1 v období t a $Y_{c2,t}$ výnosy aktiva země c2 v období t .

Při konstrukci VAR modelu je nejprve nutné identifikovat řád modelu, např. pomocí informačních kritérií, a poté jej lze odhadnout klasickou OLS-metodou. Pokud jde o diagnostiku modelu, je třeba především otestovat podmínku stacionarity.

Model VAR umožňuje poměrně snadno prozkoumat příčinnou souvislost mezi stacionárními veličinami v tzv. Grangerově smyslu (Granger, 1969).

Tabulka 1 Statistika ADF testu pro denní zavírací kurzy a jejich výnosy v období 2000–2011

	US	EU	CZ	PL	HU	SI
Statistika ADF	-2,4	-2,5	-1,55	-1,78	-1,57	-1,85
	EE	LV	LT	BG	RO	
Statistika ADF	-1,14	-1,09	-1,01	-1,26	-1,5	
	dif. US	dif. EU	dif. CZ	dif. PL	dif. HU	dif. SI
Statistika ADF	-9,05	-9,15	-9,41	-9,47	-11,21	-4,79
	dif. BG	dif. RO	dif. EE	dif. LV	dif. LT	
Statistika ADF	-10,05	-11,99	-8,1	-6,89	-8,96	

Pokud proměnná Y_{t-1} je statisticky významnou vysvětlující proměnnou pro hodnotu Y_t , pak Y_{t-1} působí kauzálně v Grangerově smyslu na proměnnou Y_t . V případě modelů VAR tak lze Grangerovu kauzalitu mezi proměnnými snadno prozkoumat pomocí t-testů a celkového F-testu.

3.5 Varianční dekompozice a model odezvy na impuls

Výsledky odhadu VAR modelu lze využít k varianční dekompozici a lze je také použít ke konstrukci modelu odezvy na impuls (impulse-response model).

Pomocí funkce odezvy na impuls lze znázornit, reakci zvolené proměnné v modelu VAR na impuls ve zvolené rovnici modelu. Impuls je vyjádřen jednotkovou změnou náhodné složky (Lütkepohl a Breitung, 1996). Takovýto šok ovlivní proměnnou okamžitě a pokračuje v jejím ovlivnění v následujících obdobích.

Graf odezvy na impuls tak může odpovědět na otázku, zda šok má pozitivní nebo negativní vliv na proměnnou a jak a zda jeho vliv časem vymizí. Pro

případ modelů VAR je nutné nejprve provést ortogonalizaci bílého šumu, neboť konstruovaných rovnic je mnoho a náhodné šoky mezi sebou bývají korelovány.

Pomocí dekompozice rozptylu je možné spočítat, kolik z rozptylu chyby předpovědi pro danou proměnnou lze vysvětlit šoky v jednotlivých rovnicích, tedy jaký je relativní vliv šoků z jednotlivých rovnic na vysvětlovanou proměnnou.

4. Korelační analýza a průřezová směrodatná odchylka

Na obrázku 3 v příloze jsou znázorněny výnosy indexů NMS vyhlazené Hodrick-Prescottovým filtrem (dále jen HP filtr). Z grafu je patrné, že výnosy akciových trhů na začátku tisíciletí se vyvíjely téměř nezávisle, ale postupně docházelo k jejich synchronizaci. Po vypuknutí finanční krize v roce 2007 již trhy sledují stejný trend, ovšem propad a následný nárůst byl u jednotlivých trhů rozdílný.

Tabulky 2 a 3 udávají koeficienty korelace mezi jednotlivými indexy pro obě zkoumaná období.

Tabulka 2 Korelační koeficienty za použití pozorování 11/2000–06/2007

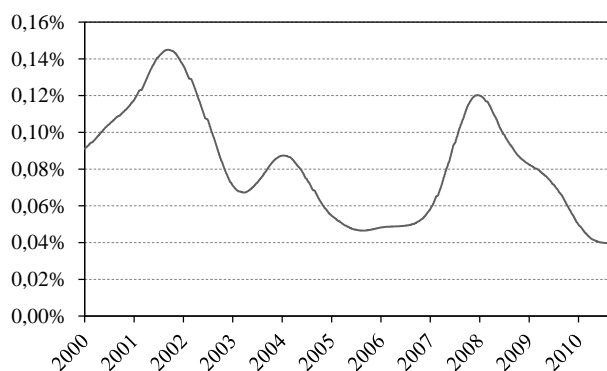
[illegible]**Tabulka 3** Korelační koeficienty za použití pozorování 07/2007–07/2011[illegible]

Před rokem 2007 byly nejvíce lineárně korelovány výnosy trhů EU a USA, zatímco u trhů NMS byla tato korelace podstatně nižší, a to jak s výnosy EU a USA, tak mezi sebou navzájem. Nejméně korelované pak byly výnosy Rumunska a Bulharska.

V období po vypuknutí finanční krize se zvýšily párové korelační koeficienty všech zemí s výjimkou pobaltských zemí a Maďarska. U těchto zemí párové korelační koeficienty vůči ostatním zemím klesly. V období finanční krize tedy byla ve většině případů přímá lineární závislost (resp. její těsnost) mezi výnosy indexů vyšší než v předchozím období.

Nejmenší korelační koeficienty byly naměřeny pro Maďarsko a Lotyšsko. Právě tyto dvě NMS byly mezi zeměmi, které byly po roce 2008 nuceny požádat MMF a EU o finanční pomoc a musely přistoupit k úsporným opatřením.

Z korelačních koeficientů by se zdálo, že se stupeň integrace jednotlivých trhů po roce 2007 zvýšil, nicméně je vhodné tyto výsledky porovnat s průřezovou směrodatnou odchylkou (tedy směrodatnou odchylkou mezi výnosy jednotlivých indexů za každý den), která je znázorněna na obrázku 1.



Obrázek 1 Průřezová směrodatná odchylka mezi jednotlivými indexy vyhlazená HP filtrem ($\lambda = 13\,322\,500$).

Na grafu je patrné, že směrodatná odchylka ve dvou obdobích podstatně vzrostla. První vrchol se objevil v roce 2001, tedy v období splasknutí internetové bubliny, a druhý vrchol byl zaznamenán v roce 2008, tedy po pádu Lehman Brothers. Mezi těmito daty se směrodatná odchylka pohybovala na relativně nízké úrovni až do ledna 2007.

V literatuře zabývající se ekonomickou integrací je takto vypočtená směrodatná odchylka označována jako koeficient sigma konvergence (Adam a kol., 2002). Pokud roste směrodatná odchylka, zvyšují se i rozdíly mezi výnosy jednotlivých trhů, a tedy se má za to, že dochází k divergenci ekonomik, naopak pokud se směrodatná odchylka snižuje, dochází ke sbližování výnosů na jednotlivých trzích, a tedy nastává jejich konvergence. Uvedený graf tedy nazna-

čuje, že během období hospodářského růstu akciové trhy konvergovaly a naopak během období hospodářského útlumu divergovaly.

Na základě srovnání těchto výsledků s výsledky korelační analýzy lze říci, že během let 2000–2007 lineární závislost, resp. těsnost vývoje mezi výnosy sledovaných indexů, vzrostla, jelikož korelační koeficienty se zvětšovaly, a zároveň rozdíly mezi výnosy byly relativně nízké, jak plyne z nízké směrodatné odchylky. Během tohoto období tedy akciové trhy NMS procházely procesem konvergence.

Naopak v průběhu období let 2007–2009, tedy v době finanční krize, je vývoj indikátorů rozporupný. Zatímco korelační koeficienty byly vysoké, což by značilo silnou lineární závislost mezi vývoji na akciových trzích, tak směrodatná odchylka také rostla, což naopak značí rozdílný vývoj na jednotlivých trzích. Tento jev je možné vykládat tak, že finanční krize zasáhla všechny země, a tak ve všech zemích způsobila stejný pohyb výnosů směrem dolů. Nicméně tento pokles byl u každé země jinak hluboký, a dopad krize se tak pro jednotlivé trhy lišil.

To naznačuje i graf vyhlazených výnosů na obrázku 3, ze kterého je zřejmé, že největší propad zažilo Bulharsko, Rumunsko a Pobaltí a naopak nejmenším poklesem prošly trhy střední Evropy. Lze proto říci, že v období finanční krize trhy NMS divergovaly.

5. Regresní analýza

V následující části bude provedena analýza pomocí metody aplikované ČNB, která byla popsána v části 3.2. V důsledku možnosti existence heteroskedasticity a autokorelace reziduální složky byl model odhadnut pomocí HAC estimátoru (Heteroskedasticity- and autocorrelation-consistent estimator) tak, aby odhad reziduálních složek byl robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci.

Obrázky 4 a 5 v příloze zobrazují vývoj rolovaného gama koeficientu NMS v období 2000–2011 v případě, že byl jako benchmark vybrán index DJ EURO STOXX 50. Rolovací okénko bylo nastaveno na pět let, resp. 260 týdnů.

Předtím, než budou výsledky interpretovány, je nutné otestovat odhad modelu na splnění předpokladů klasického modelu lineární regrese, tedy homoskedasticity (konečnosti a konstantnosti rozptylu) reziduální složky, nekorelovanosti reziduální složky na své zpožděné hodnoty (neexistence autokorelace) a normality rozdělení reziduální složky. Jelikož lze předpokládat, že podmínky budou buďto splněny pro všechny modely, nebo naopak nesplněny pro žádný z modelů, byly tyto testovány pouze na příkladu českého indexu. Výsledky jednotlivých testů jsou uvedeny v tabulce 4.

Model byl nejprve testován na homoskedasticitu pomocí Whiteova testu, který ověřuje, zda se rozptyl mění v závislosti na regresorech původního modelu. Pomocí F-testů je pak ověřována hypotéza o nulovosti koeficientů u jednotlivých regresorů. Jelikož testové statistiky padají pro období 2000–2004 a 2003–2007 do oboru přijetí a p-hodnota je vyšší než 0,01, nezamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě reziduální složky na 1% hladině významnosti. Naopak pro období 2006–2011 zamítáme nulovou hypotézu. Jelikož se v modelu pro dané období vyskytuje problém heteroskedasticity, není odhad $\hat{\gamma}$ nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady parametrů γ a odhad $\hat{\sigma}^2$ není nestranným odhadem σ^2 .

Dále byl daný model testován na autokorelaci, tedy korelovanost reziduální složky na své zpožděné a budoucí hodnoty. K tomuto účelu byl využit Breuschův-Godfreyův test, který vychází z pomocného autoregresního modelu

$$\hat{\varepsilon}_t = \theta_1 + \theta_2 Y_{t2} + \dots + \theta_k Y_{tk} + \psi_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \psi_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + u_t$$

a ověřuje nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace mezi reziduálními složkami, tedy

$$H_0 : \psi_1 = \psi_2 = \dots = \psi_p = 0. \quad (9)$$

Na koeficient determinace tohoto pomocného modelu je poté aplikován chí-kvadrát test.

Řád zpoždění byl zvolen jako 260, aby tak pokryl období pěti let. Jelikož testová statistika leží v oboru přijetí a p-hodnota je vyšší než 0,01, přijímáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace reziduální složky na 1% hladině významnosti. Odhad $\hat{\gamma}$ tedy je nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady parametrů γ .

Na závěr byl proveden test normality rozdělení reziduí pomocí chí-kvadrát testu. Jelikož testová statistika pro období 2003–2007 a 2006–2011 leží v kritice

kém oboru a p-hodnota je nižší než 0,01, zamítáme nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduální složky na 1% hladině významnosti. Naopak pro období 2000–2004 nezamítáme nulovou hypotézu.

Z obrázků 4 a 5 je patrné, že až do poloviny roku 2006 byly gama-koeficienty relativně nízké, přičemž ani nejvyšší koeficient nedosáhl hodnoty 0,55. Pro období 2000–2006 ovšem mohou být NMS rozděleny do dvou skupin – Česká republika, Maďarsko, Polsko a Estonsko, pro něž gama-koeficienty byly vyšší než 0,3, a ostatní NMS (s výjimkou Litvy), jejichž gama-koeficienty vykazaly hodnoty nižší než 0,15. Koeficienty pro Estonsko a Litvu dokonce klesaly, což lze interpretovat tak, že tyto akciové trhy divergovaly od trhů eurozóny. Navíc výsledky naznačují, že reakce bulharského trhu na společné zprávy byly opačné než reakce trhů eurozóny, což trvalo až do ledna 2008.

Toto období mezi léty 2000–2006 bylo charakteristické hospodářským růstem ve všech NMS, který byl vyšší než růst v eurozóně. Proto by jedním z možných vysvětlení nízkých úrovní gama-koeficientů mohlo být to, že výnosy akciových trhů NMS rostly rychleji než výnosy eurozóny. Je ovšem nutné vzít v úvahu také jiné důležité faktory, jako je mělkost, malá likvidita a celkově nízká rozvinutost akciových trhů NMS.

Od poloviny roku 2006 začaly postupně růst gama-koeficienty všech akciových trhů NMS, s výjimkou Estonska a Litvy, a v září 2008 zaznamenaly skokové zvýšení. Nárůst mezi lety 2006 a 2008 byl obzvláště významný pro Rumunsko a Bulharsko – u Rumunska vystoupal gama-koeficient z 0,15 v říjnu 2006 až na 0,93 v říjnu 2008 a v případě Bulharska vzrostl z –0,11 v říjnu 2006 na 0,84 v říjnu 2008. Rychle rostoucí koeficienty by měly značit silnou konvergenci akciových trhů NMS k eurozóně.

Tabulka 4 Výsledky testů předpokladů klasické regrese pro týdenní data českého indexu

	Whiteův test		Breuschův-Godfreyův test		Test normality	
2000–2004	koeficient determinace R^2	0,011	koeficient determinace R^2	0,130	Chí-kvadrát(2) statistika	3,754
	Testovací statistika $T \cdot R^2$	2,910	Testovací statistika $T \cdot R^2$	33,889		
	p-hodnota	0,233	p-hodnota	0,976	p-hodnotou	0,153
2003–2007	koeficient determinace R^2	0,018	koeficient determinace R^2	0,209	Chí-kvadrát(2) statistika	30,886
	Testovací statistika $T \cdot R^2$	3,756	Testovací statistika $T \cdot R^2$	43,711		
	p-hodnota	0,153	p-hodnota	0,786	p-hodnotou	0,000
2008–2011	koeficient determinace R^2	0,127	koeficient determinace R^2	0,281	Chí-kvadrát(2) statistika	36,510
	Testovací statistika $T \cdot R^2$	28,369	Testovací statistika $T \cdot R^2$	62,843		
	p-hodnota	0,000	p-hodnota	0,144	p-hodnotou	0,000

Během období po pádu Lehmann Brothers v září 2008 zůstaly gama-koefficienty všech NMS (s výjimkou Polska) na vyšší úrovni než před krizí. Hodnoty gama-koefficientů České republiky, Maďarska a Rumunska zůstaly nadále těmi nejvyššími. Koefficienty pro tyto země neklesly pod úroveň 0,75, přičemž gama-koefficient pro Českou republiku dosáhl hodnoty 0,99.

Zvýšení koeficientu gama v době krize naznačuje relativně vysoký stupeň integrace těchto trhů s trhy eurozóny. Nicméně alternativním vysvětlením vysoké citlivosti maďarských a rumunských trhů na události společné pro eurozónu může být skutečnost, že obě tyto země získaly v roce 2008 finanční pomoc od MMF a v očích investorů se tak staly rizikovějšími.

Naopak gama-koefficienty pro pobaltské země zůstaly pod hodnotou 0,5, a to i přestože také Lotyšsko získalo pomoc od MMF. Tyto relativně nízké hodnoty naznačují, že místní události byly pro vývoj na těchto trzích důležitější než vývoj v eurozóně, což značí nízký stupeň integrace těchto trhů s trhy eurozóny.

Aby bylo možné učinit definitivní závěr o dosaženém stupni integrace akciových trhů NMS s eurozónou, je nutné posoudit také statistickou významnost jednotlivých koeficientů gama, zvážit hodnotu koeficientů determinace, jež vyjadřují podíl variability v datovém souboru vysvětlitelný statistickým modelem, a zhodnotit výsledky celkového F-testu, který je používán jako test vhodnosti modelu.

Výsledky odhadu regresní rovnice (1) i s uvedenými testy jsou prezentovány v tabulce 5. Tato tabulka ovšem z důvodu omezeného rozsahu článku obsahuje údaje pouze pro tři překrývající se období let 2000–2004, 2003–2007 a 2008–2011.

Při pohledu na tabulku je zřejmé, že v období 2000–2004 nebyly gama-koefficienty statisticky významné pro většinu nových členských států s výjimkou České republiky, Maďarska, Polska, Estonska a Litvy. Přestože gama-koefficienty jsou významné, upravené koeficienty determinace nepřesáhly hodnotu 0,24, což je velice nízká hodnota. Pomocí událostí na akciovém trhu eurozóny lze tedy vysvětlit pouze malou část změn na akciových trzích NMS. Tyto výsledky naznačují, že model používaný ČNB není příliš vhodný, protože velká část variability výnosů akciových trhů NMS zůstává nevysvětlena.

Gama-koefficienty pro další dvě období byly statisticky významné na 1% hladině pro většinu NMS. Nicméně upravené koeficienty determinace zůstaly nízké a pouze v případě České republiky překročily úroveň 0,5, což je stále velmi nízká hodnota. To znamená, že pro většinu NMS nedokáže model stále vysvětlit více než 50% variability v datovém souboru a regresní přímky neaproximují reálná data dostatečně. Srovnáme-li období let 2003–2007 a 2006–2011,

upravené koeficienty determinace pro všechny zkoumané země jsou vyšší pro pozdější období. Zdá se proto, že se postupem času přesnost modelu zvyšuje a data více odpovídají modelovému chování.

Celkově lze ovšem říci, že model se nezdá být příliš vhodný k přesnému měření vzájemné provázanosti jednotlivých trhů s eurozónou. Tento model nebere v potaz některé důležité faktory, které mají vliv na vývoj akciových indexů.

Tím, že v regresní rovnici (1) je k aproximaci společných informací použit index DJ EURO STOXX 50, nedochází k rozlišení informací společných pro globální akciový trh a událostí významných jen pro evropský trh.

Vzhledem k tomu, že globální akciové trhy jsou významně ovlivňovány událostmi na americkém akciovém trhu, je možné, že akciové trhy NMS a akciový trh eurozóny reagují shodně na informace přicházející z USA (např. pád Lehman Brothers), aniž by byly vzájemně integrovány. V takovém případě by událost na trhu eurozóny nemusela mít vliv na akciové trhy NMS. Z těchto důvodů by bylo vhodné do regresní rovnice přidat další vysvětlující proměnnou, která by aproximovala vývoj na americkém trhu, např. index S&P 500. Navíc by bylo vhodné, aby model zahrnoval také zpožděné hodnoty jednotlivých indexů.

6. Test kointegrace

V této části je zkoumána existence společného trendového chování indexů. K tomuto účelu je použita kointegrační analýza za pomoci denních zavíracích kurzů indexů, tedy úrovnových hodnot.

Výsledky Engle-Grangerova testu stacionarity reziduí, který byl popsán v části 3.3, jsou uvedeny v tabulce 6 pro období 2000–2007 a v tabulce 7 pro období 2007–2011.

Z těchto výsledků vyplývá, že pro období let 2000–2007 se na 5% hladině významnosti podařilo zamítnout nulovou hypotézu o jednotkovém kořenu reziduí pouze u sedmi dvojic indexů. Pro období po vypuknutí finanční krize se podařilo zamítnout nulovou hypotézu u všech těchto párů (s výjimkou dvojice český a maďarský index) a navíc se potvrdila kointegrace u dalších 10 párů. V období od července 2007 tedy lze hovořit o vztahu kointegrace u celkem 16 párů indexů z 55.

Zdá se tedy, že v období od poloviny roku 2007 se vytvořily rovnovážné vztahy mezi vícero trhy než v období předchozím. Více trhů tedy sledovalo společný trend v době hospodářské stagnace než v období hospodářského růstu. To by odpovídalo hypotéze, že v období krize jsou trhy více ovlivňovány společnými událostmi, zatímco v období růstu jsou pro vývoj na jednotlivých národních trzích důležitější informace

lokální. Tento efekt by mohl být vysvětlen stádovým chováním investorů v období krizí a jejich vyšší citlivostí na nové informace.

7. Model vektorové autoregrese

Jelikož mezi většinou indexů se nepodařilo prokázat existenci vztahu kointegrace, je v této části použit model vektorové autoregrese (dále jen VAR), jak byl popsán v části 3.4.

VAR model lze použít pouze pro stacionární časové řady, a protože časové řady zavíracích kurzů nejsou stacionární, bylo nutné použít jejich logaritmické difference, které jsou stacionární prvního řádu.

Výsledky odhadu VAR(3) pro období let 2000–2007 jsou uvedeny v tabulce 8 a VAR(12) pro období let 2007–2011 v tabulkách 9 a 10. Řád zpoždění byl stanoven za pomoci Akaikého informačního kritéria a k odhadu modelu byl použit Huber-Whiteův estimátor (HC1), tak aby směrodatné chyby byly robustní vůči heteroskedasticitě.

Přestože v tomto modelu vystupují jako vysvětlující proměnné i zpožděné hodnoty všech zkoumaných indexů, jsou v tabulkách z důvodu omezeného rozsahu článku uvedeny pouze ty koeficienty indexů a jejich zpožděných hodnot, jež jsou signifikantní alespoň na 5% hladině významnosti.

Přestože byl použit estimátor HC1, je nutné tento odhad testovat na nekorelovanost odhadnutých reziduí, na jejich normalitu a na stacionaritu modelu.

Z obrázku 2 je patrné, že odhadnutý model je stacionární, neboť všechny inverzní kořeny autoregresního polynomu v obou obdobích leží uvnitř jednotkové kruhu v komplexní rovině.

K prověření autokorelace byl využit Ljung-Boxův Q-test, jenž testuje souhrnně významnost prvních K autokorelací odhadnutého bílého šumu. Testovou statistiku Q lze zapsat jako

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}, \quad (9)$$

kde $\hat{\rho}_k^2$ je odhadnutá autokorelace vypočteného bílého šumu při k zpoždění.

Z výsledků v tabulce 11 je patrné, že nulovou hypotézu o nekorelovanosti bílého šumu lze na 1% hladině významnosti zamítnout pro období 2000–2007 v případě, kdy závisle proměnnou je index České republiky, Slovinska, Lotyšska a Bulharska. V období 2007–2011 nelze tuto hypotézu zamítnout pro žádný případ.

Pro testování normality reziduí byl pak použit Doornik-Hansenův test, který obdobně jako test Jarque-Bera testuje s pomocí koeficientů šikmosti a špičatosti nulovou hypotézu o normalitě pravdě-

podobnostního rozdělení reziduí. Nulovou hypotézu lze zapsat jako

$$H_0 : \varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2) \quad (10)$$

a testovou statistiku jako

$$DH = T \left(\frac{S^3 S^3'}{6} + \frac{(S^4 - 3I_n)(S^4 - 3I_n)'}{24} \right), \quad (11)$$

kde S^3 je výběrový koeficient šikmosti, S^4 je výběrový koeficient špičatosti a I je jednotková matice. Testová statistika má chí-kvadrát rozdělení o dvou stupních volnosti.

Výsledky testu jsou uvedeny v tabulce 11. Protože statistika padá do kritického oboru a p-hodnota je nízká, zamítáme nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí v obou sledovaných obdobích.

Nesplnění předpokladu normality by ovšem v tomto případě nemělo představovat vážný problém, neboť při využití velkých rozsahů jako v tomto případě lze na základě asymptotické teorie dosáhnout aproximativně stejných výsledků jako pro případ splnění předpokladu normality.

Jak již bylo řečeno v metodologické části, odhad modelu VAR po jednotlivých rovnicích lze využít k prozkoumání Grangerovy kauzality, a to pomocí celkového F-testu a dílčích t-testů.

Z tabulek 8–10 vyplývá, že celkový F-test odhadnutého VAR modelu zamítá na 1% hladině významnosti nulovou hypotézu o neexistenci Grangerovy kauzality pro všechny země s výjimkou Lotyšska a Maďarska, a to v obou obdobích. V případě Maďarska ovšem může být nulová hypotéza zamítnuta na 5% hladině významnosti. Mezi indexy uvedenými v tabulkách 8–10 lze tedy hovořit o existenci kauzality v grangerovském smyslu.

Z odhadnutého VAR modelu vyplývá, že pro všechny indexy byly před vypuknutím finanční krize nejdůležitějšími vysvětlujícími proměnnými jejich vlastní zpožděné hodnoty. Nejmarkantnějším příkladem je index rumunský, který byl v letech 2000–2007 ovlivňován pouze svými zpožděnými hodnotami. Naopak pro Maďarsko a pobaltské země vlastní zpožděné hodnoty rozhodující nejsou.

Pro většinu analyzovaných indexů hraje důležitou roli index Maďarska, a to jak v období 2000–2007, tak i v období následujícím. Po vypuknutí finanční krize se úloha maďarského indexu jakožto vysvětlující proměnné ještě zvýšila, neboť i zpožděné hodnoty tohoto indexu ovlivňovaly vývoj ostatních indexů. Lze tedy říci, že maďarský index ovlivňuje v Grangerovském smyslu ostatní indexy NMS. Naopak v případě Pobaltí přestal být po roce 2007 maďarský index signifikantní vysvětlující proměnnou.

Při pohledu na upravený koeficient determinace je ale patrné, že v případě Maďarska a Pobaltí se pomocí

Tabulka 5 Výsledky OLS regrese pro týdenní data indexů NMS pro období 2000–2011

		2000–2004		2003–2007		2006–2011	
CZ	Intercept	0,152	**	0,120	**	0,011	
	Gama	0,361	***	0,699	***	0,941	***
	R ²	0,157		0,312		0,609	
	F-statistika	48,263	***	117,617	***	401,354	***
PL	Intercept	0,095		0,133	**	0,682	
	Gama	0,453	***	0,749	***	0,685	***
	R ²	0,220		0,304		0,465	
	F-statistika	72,925	***	112,848	***	226,117	***
HU	Intercept	0,120	*	0,123	*	0,047	
	Gama	0,494	***	0,713	***	0,923	*
	R ²	0,237		0,229		0,557	
	F-statistika	80,570	*	77,099	***	326,588	*
SI	Intercept	0,171	***	0,169	***	–0,025	
	Gama	0,051		0,132	**	0,488	***
	R ²	0,008		0,008		0,307	
	F-statistika	2,057		5,901	**	94,590	***
BG	Intercept	0,363	***	0,298	***	–0,078	
	Gama	–0,051		0,038		0,561	***
	R ²	0,036		0,025		0,457	
	F-statistika	0,276	***	0,161	***	68,484	***
RO	Intercept	0,377	***	0,196	**	0,021	
	Gama	–0,023		0,422	***	0,889	***
	R ²	0,000		0,001		0,395	
	F-statistika	0,096		17,360	***	169,701	***
EE	Intercept	0,223	***	0,159	***	0,040	
	Gama	0,422	***	0,364	***	0,456	***
	R ²	0,217		0,097		0,165	
	F-statistika	71,060	***	27,662	***	51,300	***
LV	Intercept	0,220	**	0,150	**	–0,049	*
	Gama	0,059		0,132	*	0,293	***
	R ²	0,002		0,013		0,090	
	F-statistika	0,498		3,481	*	25,832	***
LT	Intercept	0,181	***	0,258	***	0,006	
	Gama	0,188	***	0,199	***	0,470	***
	R ²	0,062		0,026		0,195	
	F-statistika	16,987	***	6,781	***	62,785	***

Poznámka: Symboly ***, ** a * udávají statistickou významnost na 1%, 5% a 10% hladině významnosti.

Tabulka 6 Výsledky testů kointegrace pro období 2000–2007

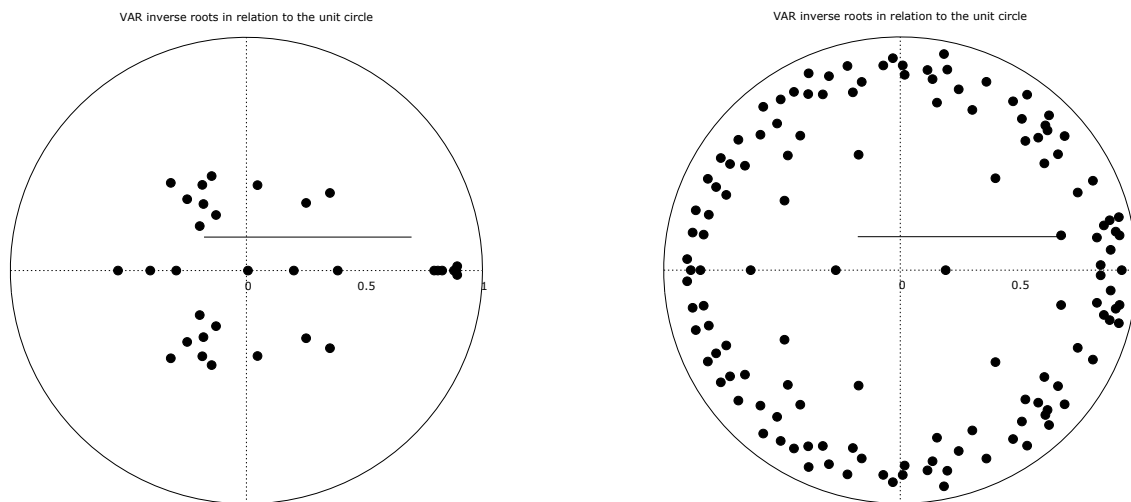
		CZ	PL	HU	SI	EU	US	EE	LV	LT	RO
PL	testová p-hodnota	-2,543 0,496									
HU	testová p-hodnota	-5,059 0,001	-2,646 0,440								
SI	testová p-hodnota	-3,461 0,108	-2,132 0,712	-11,577 0,000							
EU	testová p-hodnota	-3,511 0,097	-4,956 0,001	-3,208 0,184	-3,414 0,120						
US	testová p-hodnota	-3,316 0,148	-3,433 0,115	-2,757 0,381	-2,875 0,322	-2,432 0,557					
EE	testová p-hodnota	-3,358 0,135	-2,596 0,467	-3,126 0,214	-3,155 0,202	-2,675 0,425	-2,959 0,282				
LV	testová p-hodnota	-3,476 0,105	-2,397 0,576	-3,642 0,071	-3,726 0,058	-2,650 0,438	-2,610 0,460	-2,488 0,527			
LT	testová p-hodnota	-2,789 0,365	-1,852 0,829	-3,036 0,250	-3,044 0,245	-2,480 0,288	-2,442 0,552	-1,958 0,789	-2,796 0,361		
RO	testová p-hodnota	-4,331 0,010	-3,609 0,077	-3,764 0,052	-4,241 0,013	-3,888 0,038	-3,466 0,107	-2,866 0,327	-3,434 0,115	-2,725 0,398	
BG	testová p-hodnota	-3,191 0,189	-3,173 0,195	-2,615 0,457	-2,683 0,420	-3,501 0,099	-4,325 0,010	-3,735 0,056	-2,564 0,485	-2,127 0,715	-2,684 0,420

Kurzívou jsou vyznačeny hodnoty, pro které byla zjištěna kointegrace alespoň na 5% hladině významnosti.

Tabulka 7 Výsledky testů kointegrace pro období 2007–2011

		CZ	PL	HU	SI	EU	US	EE	LV	LT	RO
PL	testová p-hodnota	-3,095 0,225									
HU	testová p-hodnota	-3,456 0,110	-3,017 0,257								
SI	testová p-hodnota	-3,519 0,095	-2,459 0,543	-8,519 0,000							
EU	testová p-hodnota	-4,651 0,003	-5,562 0,000	-3,632 0,073	-3,105 0,221						
US	testová p-hodnota	-3,690 0,063	-3,803 0,047	-2,515 0,511	-2,045 0,753	-3,058 0,240					
EE	testová p-hodnota	-2,474 0,534	-3,189 0,189	-2,540 0,498	-2,123 0,717	-3,105 0,221	-2,675 0,425				
LV	testová p-hodnota	-2,869 0,325	-3,710 0,060	-2,469 0,537	-2,207 0,676	-3,063 0,238	-3,068 0,236	-3,642 0,073			
LT	testová p-hodnota	-3,106 0,221	-3,808 0,047	-2,834 0,344	-2,396 0,577	-3,727 0,057	-3,593 0,080	-3,687 0,064	-3,194 0,188		
RO	testová p-hodnota	-4,083 0,021	-5,398 0,000	-4,550 0,005	-4,097 0,021	-5,052 0,001	-3,289 0,156	-3,586 0,081	-2,394 0,579	-2,790 0,364	
BG	testová p-hodnota	-4,018 0,026	-5,186 0,000	-3,314 0,148	-3,609 0,077	-4,884 0,001	-4,323 0,010	-4,204 0,015	-3,323 0,148	-3,231 0,175	-4,035 0,025

Kurzívou jsou vyznačeny hodnoty, pro které byla zjištěna kointegrace alespoň na 5% hladině významnosti.



Obrázek 2 Testy stacionarity reziduálních složek VAR modelů pro období 2000–2007 (vlevo) a 2007–2011 (vpravo)

Poznámka: V obou obdobích leží všechny inverzní kořeny autoregresního polynomu uvnitř jednotkového kruhu, proto jsou oba odhadnuté VAR modely stacionární.

Zdroj: Vlastní výpočty autora (výstup ze systému Gretl)

zvoleného VAR modelu podařilo vysvětlit pouze malý podíl variability, a to v obou obdobích. Z tohoto výsledku by bylo možné odvodit, že pro vývoj těchto indexů jsou důležitější jiné faktory než vývoj indexů ostatních NMS.

Také index S&P se vyskytuje ve většině případů jako signifikantní vysvětlující proměnná. Tento výsledek je v souladu s předpokladem, že vývoj na akciových trzích USA ovlivňuje vývoj na ostatních akciových trzích. Významné jsou především hodnoty zpožděné o jedno období (tj. jeden den), přičemž koeficienty pro tyto hodnoty jsou relativně vysoké. Naopak další období statisticky významná povětšinou nejsou.

Index eurozóny figuruje mezi signifikantními vysvětlujícími proměnnými pouze v několika případech. To by potvrdilo hypotézu, že akciové trhy NMS jsou více integrovány s trhem USA než s trhem eurozóny. Zdá se tedy, že trhy NMS jsou spíše integrovány s trhy ostatních NMS a s trhem USA než s trhem eurozóny.

Po roce 2007 se mezi signifikantní vysvětlující proměnné zařadilo více indexů ostatních NMS, a to u většiny NMS. To naznačuje vyšší provázanost jednotlivých trhů NMS v období finanční krize a následující hospodářské stagnace.

8. Varianční dekompozice a model odezvy na impuls

Jak již bylo řečeno, výsledky odhadu VAR modelu lze využít ke konstrukci modelu odezvy na impuls. Z důvodu omezeného rozsahu článku je na obrázku 6 v příloze uvedena pouze funkce odezvy ČR na impuls

z maďarského trhu pro období po červenci 2007. Z tohoto grafu je patrné, že jednotkové zvýšení výnosů maďarského indexu způsobí poměrně silnou pozitivní reakci na českém trhu. Největší je tato reakce v prvních dvou týdnech a poté postupně mizí.

VAR model lze použít také pro varianční dekompozici. Jelikož pro většinu vysvětlovaných proměnných z odhadnutého modelu VAR pro období před rokem 2007 jsou hodnoty koeficientu determinace nízké, neboť jejich rezidua jsou autokorelována, byl zkoumán rozklad rozptylu pouze pro období po vypuknutí finanční krize. Rozklad pro Maďarsko a Pobaltí nebyl analyzován, jelikož model VAR(12) se pro tyto země nezdá být vhodným.

Pro Českou republiku, Polsko, Bulharsko a Rumunsko byly výsledky téměř stejné. Z důvodu omezeného rozsahu článku je však na obrázku 7 v příloze uveden graf rozkladu rozptylu pouze pro Českou republiku. Pro Slovinsko je pak uveden na obrázku 8.

Z grafu je patrné, že podíl variability neočekávaných rozdílů ve výnosnosti indexů, kterou lze vysvětlit novými informacemi z domácího trhu, je cca 55–60 % a pro Slovinsko cca 35 %. Z toho vyplývá, že domácí události jsou i v době relativně snadného a rychlého přenosu informací i kapitálu rozhodující pro vývoj na domácím akciovém trhu.

Přesto ovšem téměř polovinu variability lze připsat na vrub zahraničním událostem, což odpovídá hypotéze o vysoké mobilitě kapitálu. Nejvýznamnějším trhem, který způsobil relativně vysoký podíl variability na ostatních trzích NMS, je Maďarsko. Podíl variability vysvětlitelných událostmi na maďarském trhu dosahoval u všech NMS kolem 20 %. V případě

Slovinska je tato hodnota dokonce vyšší než pro informace z domácího trhu.

Informace z ostatních trhů včetně trhu USA a eurozóny nejsou pro vysvětlení variability ve výnosech NMS tak významné.

9. Výsledky a zhodnocení

Z provedených analýz vyplývá, že akciové trhy jednotlivých NMS byly před červencem 2007 méně ovlivňovány událostmi na trzích ostatních NMS, zatímco v období následujícím byl vývoj na trzích NMS synchronizovanější.

Před červencem 2007 byla lineární korelace mezi výnosy NMS relativně nízká, což by svědčilo o nízké provázanosti vývoje na jednotlivých trzích NMS. Také odhad VAR modelu potvrzuje, že pro jednotlivé trhy NMS nebyly určující hodnoty výnosů ostatních NMS. Nepodařilo se ani prokázat, že by v tomto období většina trhů NMS sledovala společný trend.

Toto období bylo povětšinou charakteristické hospodářským růstem ve všech NMS a relativní ekonomickou stabilitou, což se odrazilo v relativně nízkých hodnotách průřezové směrodatné odchylky. Výnosy mezi jednotlivými trhy NMS se tedy od sebe nijak výrazně neodchylovaly. Lze tedy říci, že v období hospodářského růstu byly výnosy na trzích NMS ovlivňovány především domácími faktory. Pouze v malé míře byly ovlivňovány událostmi na trhu USA.

Po červenci 2007, tedy v období finanční krize a následující hospodářské stagnace, se zvýšila lineární korelace mezi výnosy. Výjimkou ovšem bylo Maďarsko a pobaltské země. Přestože existenci kointegračního vztahu se podařilo prokázat mezi vícero indexy, ani v tomto období nesledovala většina indexů společný trend. Na základě odhadu modelu VAR lze ovšem říci, že vývoj na ostatních trzích NMS byl významný pro vývoj domácích výnosů, jelikož téměř polovina variability výnosů lze vysvětlit událostmi na zahraničních trzích. Výjimkou je opět Pobaltí a Maďarsko.

Nicméně v případě Maďarska byly zpožděné hodnoty výnosů tohoto trhu statisticky signifikantní vysvětlující proměnnou pro ostatní NMS. Tento výsledek a nízká korelace mezi aktuálními hodnotami maďarského indexu a indexů ostatních naznačují, že vývoj na maďarském trhu předbíhá vývoj na trzích ostatních NMS. Události v Maďarsku jsou tedy důležitým faktorem pro změnu výnosů na trzích NMS.

Pokud jde o vývoj na trzích USA a eurozóny, jejich význam pro vývoj na akciových trzích NMS během krize vzrostl. Nicméně události z USA byly mnohem významnější než události v eurozóně. Lze tedy říci, že NMS jsou spíše ovlivňovány událostmi na americkém trhu. Tento výsledek není nijak překvapující vzhledem k tomu, že USA jsou nejsilnější ekono-

mikou světa a jejich finanční trh je trhem největším. Lze proto předpokládat, že negativní události se v důsledku globalizace světové ekonomiky snadno přenesou do ostatních ekonomik.

Z těchto výsledků vyplývá, že v období po vypuknutí finanční krize docházelo k většímu přelévání šoků mezi trhy NMS. To by odpovídalo předpokladu vysoké citlivosti investorů na nové informace v období krize a na jejich stádové chování.

Vzhledem k tomu, že vývoj na maďarském trhu byl významným faktorem pro vývoj na ostatních trzích, lze se také domnívat, že rozhodování investorů při investování v NMS byla významně ovlivňována událostmi na tomto trhu. Možným vysvětlením tohoto jevu může být jednak skutečnost, že investoři mají tendenci vnímat skupiny zemí z určitého regionu jako celek, a také fakt, že investoři mají tendenci vnímat negativní zprávy silněji než pozitivní. Jelikož Maďarsko bylo silně zasaženo finanční krizí již v roce 2007, bylo nuceno v roce 2008 požádat o pomoc Mezinárodní měnový fond a EU a jeho hospodářskou situaci se stále nepodařilo zlepšit (rating vládních dluhopisů byl snížen na neinvestiční stupeň v prosinci 2011). Tyto faktory tedy zřejmě stojí za významem maďarského trhu pro ostatní trhy NMS.

Jelikož ovšem průřezová směrodatná odchylka narostla, nebyly dopady finanční krize na všechny země stejné, a lze tak usoudit, že domácí faktory hrály i v tomto období významnou roli. Obzvláště u pobaltských zemí lze dospět k závěru, že vývoj na jejich trzích není příliš ovlivněn vývojem na trzích ostatních NMS, jelikož zvolený VAR model nedokázal vysvětlit převážnou část změn na těchto trzích a také korelace s ostatními trhy je nízká.

10. Závěr

Dosavadní výzkum zabývající se provázaností akciových trhů dochází k závěru, že stupeň provázanosti akciových trhů NMS s trhem globálním postupně roste, nicméně vlivy lokální zůstávají pro tyto trhy stále určujícími.

Pouze malá část autorů se však věnuje otázce provázanosti jednotlivých akciových trhů NMS mezi sebou navzájem. Není proto zcela dořešena otázka, zda jsou těmito lokálními vlivy pouze čistě národní události, či spíše události regionální.

Tento článek přispívá k řešení této otázky pomocí ekonometrických metod, především korelace, regrese, kointegrace a vektorové autoregrese.

Předmětem článku tedy bylo analyzovat a popsat vzájemné vazby mezi jednotlivými akciovými trhy NMS a zhodnotit dopady krize na tyto vazby.

Výsledky měření prokázaly, že nedávná finanční a následná dluhová krize podstatně změnila systém vazeb mezi jednotlivými trhy.

Zatímco v období hospodářského růstu byly trhy NMS méně synchronizovány a rozhodujícími faktory byly především vlivy domácích, tak v období finanční nestability se stal vývoj na trzích NMS více synchronizovaným, neboť významnou úlohu pro vývoj na domácím trhu hrály události na trzích ostatních NMS.

Významnou vysvětlující proměnnou se stal vývoj maďarského indexu, jelikož Maďarsko bylo silně zasaženo finanční krizí, a to již v jejích počátcích.

Pokud jde o propojenost trhů NMS s trhy globálními a s trhy eurozóny, pak se potvrdil předpoklad, že spíše jsou NMS ovlivňovány trhem globálním, resp. USA, než trhem eurozóny.

Závěrem lze tedy shrnout, že trhy NMS jsou investory spíše vnímány jako východní Evropa než jako součást Evropské unie. V období krize jsou pak brány jako jeden region, protože negativní událost na jednom trhu silně postihne vývoj i na trzích ostatních.

Poděkování

Autor by na tomto místě rád poděkoval Ing. Marice Křepelové za cenné rady při aplikaci statistických a ekonometrických metod.

Literatura

ADAM, K., JAPPELLI, T., MENICHINI, A., PADULA, M., PAGANO, M. (2002). *Study to Analyze, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union*. Salerno: CSEF.

ASLANIDIS, N., SAVVA, C. S. (2008). Stock market integration between new EU member states and the euro-zone. *Working Papers*. No. 2072/13263. Reus: Universitat Rovira i Virgili.

BABECKÝ, J., KOMÁREK, L., KOMÁRKOVÁ, Z. (2010). *Finanční integrace v době finanční (ne)stability*. Praha: ČNB.

BAELE, L., FERRANDO, A., HÖRDAHL, P., KRYLOVA, E., MONNET, C. (2004). Measuring Financial Integration in the Euro Area. *ECB Occasional Paper*. No. 14. Frankfurt am Main: European Central Bank.

BALTZER, M., CAPIELLO, L., DE SANTIS, R. A., MANGANELLI, S. (2007). Measuring financial integration in new EU member states. *ECB Occasional Paper*. No. 81. Frankfurt am Main: European Central Bank.

BIRG, G., LUCEY, B. (2006). Integration of smaller

European equity markets: a time-varying integration score analysis. *IIIS Discussion Paper*. No. 136. Dublin: Institute for International Integration Studies.

CAPPIELLO, L., GÉRARD, B., KADAREJA, A., MANGANELLI, S. (2006). Financial Integration of New EU Member States. *ECB Working Paper*. No. 683. Frankfurt am Main: European Central Bank.

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2011). *Analýzy stupně ekonomické sladění České republiky s Eurozónou 2011*. Praha: Česká národní banka.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427–431.

<http://dx.doi.org/10.2307/2286348>

ÉGERT, B., KOČENDA, E. (2007). Time-varying comovements in developed and emerging European stock markets: evidence from intraday data. *William Davidson Institute Working Paper Series* No. 861. Ann Arbor: University of Michigan.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55(2): 251–276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>

EUROPEAN CENTRAL BANK (2012). *Financial Integration in Europe*. Frankfurt am Main: ECB.

GRANGER C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37(3): 424–423. <http://dx.doi.org/10.2307/1912791>

CHELLEY-STEELEY, P. L. (2005). Modeling equity market integration using smooth transition analysis: a study of Eastern European stock markets. *Journal of International Money and Finance* 24(5): 818–831. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.04.007>

LÜTKEPOHL, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer: Berlin.

LÜTKEPOHL, H., BREITUNG, J. (1996). Impulse response analysis of vector autoregressive processes. *Sonderforschungsbereich*, No. 373. Berlin: Humboldt Universitaet.

PUNGULESCU, C. (2009). *Measuring Financial Market Integration: An Application for the East-European New Member States*. Barcelona: Toulouse Business School.

SCHEICHER, M. (2001). The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance and Economics* 6(1): 27–39. <http://dx.doi.org/10.1002/ijfe.141>

SYRIOPOULOS, T. (2004). International portfolio diversification to central european stock markets. *Applied Financial Economics* 14(17): 1253–68. <http://dx.doi.org/10.1080/0960310042000280465>

Přílohy

Tabulka 8 Odhad VAR(3) modelu pro období 2000–2007

	CZ			PL			HU			SI		
		Koeficient			Koeficient			Koeficient			Koeficient	
Regresor	const	0,000		const	0,000		const	0,001	*	const	0,000	
	CZ_1	0,471	***	PL_1	0,505	***	SL_1	−0,473	**	HU_1	0,037	***
	CZ_2	0,217	***	PL_2	0,214	***	EU_1	−0,581	**	HU_2	0,037	***
	CZ_3	0,096	**	HU_1	0,028	***	EU_2	0,665	**	HU_3	0,016	***
	HU_1	0,020	***	HU_2	0,021	**	US_1	1,014	***	SI_1	0,356	***
	HU_2	0,017	***				US_2	−0,697	**	SI_2	0,177	**
	US_1	0,208	**							SI_3	0,170	***
	LV_1	0,013	**							US_1	0,212	***
Adj R ²	0,595			0,597			0,013			0,607		
F	43,296			48,167			1,668			45,686		
p-hodnota	0,000			0,000			0,010			0,000		
	EU			US			RO			BG		
		Koeficient			Koeficient			Koeficient			Koeficient	
Regresor	const	0,000		const	0,000		const	0,000	**	const	0,000	*
	HU_2	0,020	***	HU_2	0,014	***	RO_1	0,626	***	RO_1	0,106	**
	EU_1	0,517	***	SI_1	−0,053	**	RO_2	0,241	***	BG_1	0,413	***
	EU_2	0,153	**	SI_3	0,052	**				BG_2	0,251	***
	EU_3	0,105	**	US_1	0,534	***				BG_3	0,135	***
	US_1	0,201	**	US_2	0,131	**						
	EE_3	0,017	**	US_3	0,114	**						
				EE_2	−0,012	**						
				LV_1	0,008	**						
				LT_1	−0,014	**						
Adj R ²	0,636			0,599			0,700			0,496		
F	43,394			38,888			51,416			17,454		
p-hodnota	0,000			0,000			0,000			0,000		
	EE			LV			LT					
		Koeficient			Koeficient			Koeficient				
Regresor	const	0,001	***	const	0,001		const	0,001	**			
	CZ_2	0,342	**	US_2	1,001	***	CZ_1	0,363	***			
	CZ_3	−0,356	***	US_3	−0,760	**	HU_1	0,056	**			
	HU_1	0,060	***	LV_2	0,164	**	EE_3	0,076	**			
	US_1	0,538	**	BG_3	0,217	**	LT_1	0,082	**			
	EE_1	0,140	***									
Adj R ²	0,048			0,068			0,049					
F	2,829			1,292			2,325					
p-hodnota	0,000			0,125			0,000					

Tabulka 9 Odhad VAR(12) modelu pro období 2007–2011

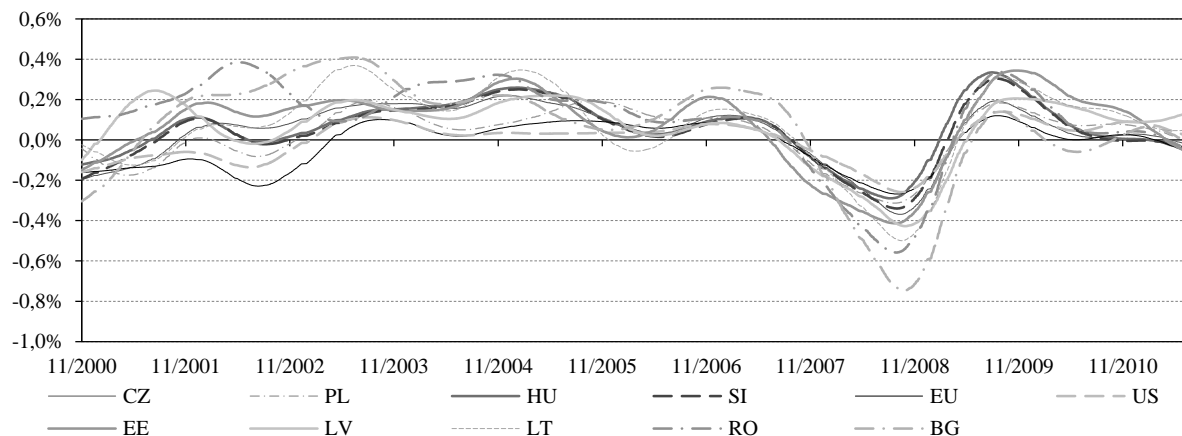
	CZ			PL			HU			SL		
Regresor	const	0,000		const	0,000		const	0,000		const	0,000	
	CZ_1	0,379	***	PL_1	0,535	***	CZ_8	1,001	**	CZ_1	0,171	***
	CZ_2	0,227	***	PL_2	0,162	**	PL_8	−1,064	***	PL_4	−0,121	**
	HU_1	0,048	***	PL_3	0,224	***	SI_3	−1,058	**	PL_12	0,147	**
	HU_2	0,045	***	HU_1	0,041	***	SI_9	−1,206	***	HU_1	0,062	***
	HU_3	0,047	***	HU_2	0,038	***	SI_10	0,855	**	HU_2	0,060	***
	HU_4	0,056	***	HU_3	0,052	***	EU_1	−1,586	***	HU_3	0,069	***
	HU_5	0,057	***	HU_4	0,053	***	US_1	2,525	***	HU_4	0,081	***
	HU_6	0,049	***	HU_5	0,057	***	US_11	−1,124	**	HU_5	0,067	***
	HU_7	0,044	***	HU_6	0,046	***	EE_4	−0,153	**	HU_6	0,078	***
	HU_8	0,031	***	HU_7	0,037	***	LV_6	0,137	***	HU_7	0,079	***
	HU_9	0,030	***	HU_8	0,035	***	RO_1	−0,961	***	HU_8	0,063	***
	HU_10	0,063	***	HU_9	0,026	***	RO_9	0,742	**	HU_9	0,062	***
	HU_11	0,041	***	HU_10	0,057	***				HU_10	0,059	***
	SI_1	−0,196	**	HU_11	0,040	***				HU_11	0,043	***
	SI_2	−0,182	**	SI_1	−0,229	***				HU_12	0,021	***
	SI_4	−0,157	**	EU_2	−0,191	**				US_1	0,169	**
	SI_9	−0,139	**	US_6	0,210	**				RO_1	−0,083	**
	EU_2	−0,212	**	LT_11	0,032	**						
	EE_1	−0,026	**									
EE_4	−0,022	**										
RO_4	0,124	**										
BG_9	−0,084	**										
Adj R ²	0,692			0,702			0,175			0,814		
F	22,218			19,898			2,577			38,969		
p-hodnota	0,000			0,000			0,000			0,000		
	EE			LV			LT					
Regresor	const	−0,001		const	0,000		const	0,000				
	CZ_12	−0,654	**	LV_1	−0,132	***	CZ_10	0,856	***			
	PL_6	0,795	**	LV_8	0,094	**	PL_4	−0,614	**			
	EU_1	−0,913	**	LT_1	0,152	**	SI_11	0,570	**			
	US_1	1,864	***	RO_2	0,643	**	EU_1	−0,928	**			
	EE_9	0,126	**	RO_12	0,540	**	EU_4	0,973	**			
	RO_1	−0,435	**	BG_12	−0,384	**	EU_12	−0,674	**			
							US_1	1,571	***			
							US_2	−0,905	**			
							US_8	−0,861	**			
							US_12	0,798	**			
							RO_1	−0,547	**			
							BG_1	0,391	**			
Adj R ²	0,114			0,052			0,125					
F	2,410			1,959			1,948					
p-hodnota	0,000			0,000			0,000					

Tabulka 10 Odhad VAR(12) modelu pro období 2007–2011

Regresor	EU			US			RO			BG		
	const	0,000		const	0,000		const	0,000		const	0,000	
	PL_4	−0,146	**	CZ_8	0,154	**	HU_1	0,058	***	CZ_3	−0,193	**
	HU_1	0,048	***	PL_4	−0,122	**	HU_2	0,048	***	CZ_11	−0,288	***
	HU_2	0,041	***	PL_10	−0,104	**	HU_3	0,053	***	PL_10	−0,174	**
	HU_3	0,050	***	HU_1	0,032	***	HU_4	0,075	***	HU_1	0,029	***
	HU_4	0,052	***	HU_2	0,028	***	HU_5	0,061	***	HU_2	0,034	***
	HU_5	0,053	***	HU_3	0,042	***	HU_6	0,062	***	HU_5	0,033	***
	HU_6	0,042	***	HU_4	0,029	***	HU_7	0,043	***	HU_6	0,028	**
	HU_7	0,043	***	HU_5	0,039	***	HU_8	0,058	***	HU_10	0,034	***
	HU_8	0,036	***	HU_6	0,033	***	HU_9	0,050	***	SI_4	−0,176	**
	HU_9	0,034	***	HU_7	0,028	***	HU_10	0,074	***	SI_9	−0,239	**
	HU_10	0,051	***	HU_8	0,030	***	HU_11	0,048	***	SI_11	0,333	***
	HU_11	0,034	***	HU_9	0,022	***	SI_1	−0,475	***	SI_12	−0,284	***
	SI_1	−0,236	***	HU_10	0,045	***	SI_4	−0,184	**	EU_5	−0,218	**
	SI_5	0,123	**	HU_11	0,019	**	US_7	−0,228	**	US_8	−0,444	***
	EU_1	0,476	***	SI_1	−0,170	***	RO_1	0,506	***	US_12	0,226	**
	EU_4	0,232	**	US_1	0,506	***	RO_2	0,187	***	EE_11	0,026	**
	US_9	0,178	**	US_2	0,186	***	BG_6	0,082	**	LV_10	−0,021	**
	BG_12	−0,074	***	US_8	−0,218	**				LV_11	−0,020	**
				EE_3	−0,024	***				BG_1	0,495	***
				LT_11	0,032	***				BG_2	0,233	***
				BG_4	−0,065	**				BG_3	0,135	***
Adj R ²	0,660			0,676			0,710			0,794		
F	19,516			19,594			22,283			28,372		
p-hodnota	0,000			0,000			0,000			0,000		

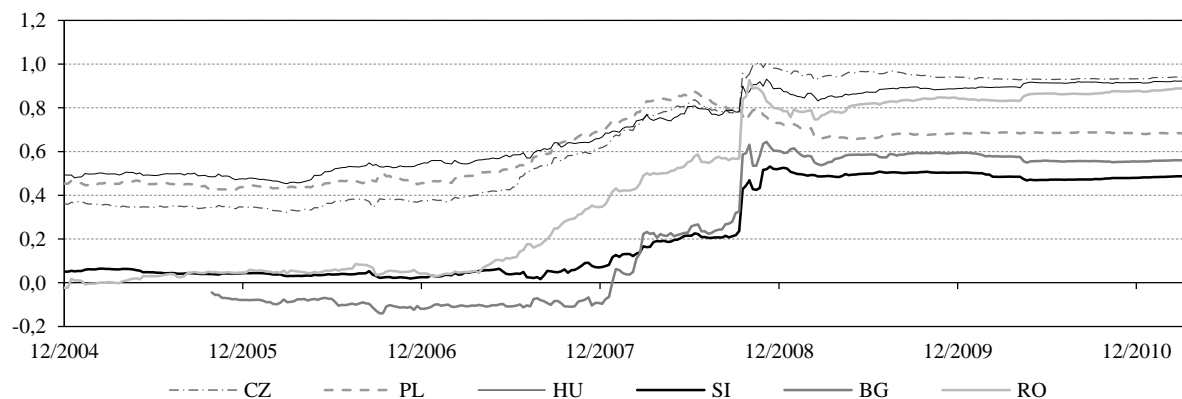
Tabulka 11 Výsledky Ljung-Boxova Q-testu autokorelace reziduí a Doornik-Hansenova testu normality reziduí

Ljung-Box test	2000–2007		2007–2011	
rovnice	Q-statistika	p-hodnota	Q-statistika	p-hodnota
1 (CZ)	65,573	0,004	38,552	0,136
2 (PL)	50,885	0,079	32,981	0,323
3 (HU)	31,785	0,751	21,672	0,866
4 (SI)	87,421	0,000	35,855	0,213
5 (EU)	50,374	0,086	25,518	0,700
6 (US)	39,467	0,404	17,771	0,962
7 (EE)	51,447	0,071	25,006	0,725
8 (LV)	232,967	0,000	16,096	0,982
9 (LT)	31,583	0,759	24,526	0,748
10 (RO)	49,608	0,098	37,305	0,168
11 (BG)	65,573	0,004	24,941	0,728
Doornik-Hansen test		2000–2007	2007–2011	
Chí-kvadrát(22)		27 490,500	4 977,650	
p-hodnota		0,000	0,000	



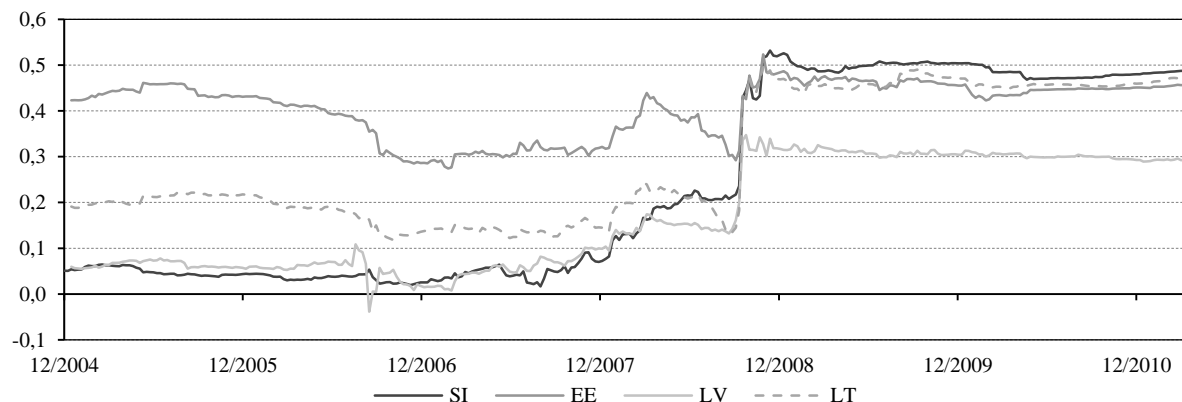
Obrázek 3 Výnosy akciových indexů vyhlazené HP filtrem ($\lambda = 13\,322\,500$).

Poznámka: Z grafu je patrné, že na začátku sledovaného období nebyl vývoj akciových trhů příliš synchronizovaný. S postupem času však k synchronizaci dochází, přičemž zlom nastal v roce 2007, kdy začaly všechny trhy shodně klesat. Propad byl nicméně u každé země jinak hluboký.



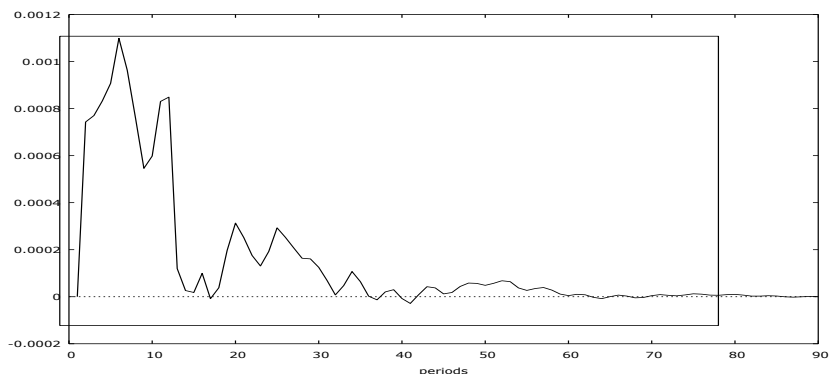
Obrázek 4 Rolované gama-koefficienty šesti NMS vůči EU v období 2000–2011

Poznámka: Na grafu je patrný zlom v druhé polovině roku 2008, kdy hodnoty gama koefficientů skokově vzrostly. Trhy NMS se tedy po pádu Lehman Brothers staly citlivějšími na události v eurozóně. Je také vidět, že gama-koefficient je v případě České republiky, Polska a Maďarska nejvyšší. V případě Maďarska však po roce 2008 došlo ke snížení gama-koefficientu. Naopak u Rumunska je možné pozorovat dramatický nárůst gama-koefficientu mezi rokem 2007, kdy tento trh nebyl téměř ovlivněn vývojem na trhu EU, a rokem 2008, kdy se změna vývoje trhu eurozóny odrazila téměř okamžitě ve vývoji rumunského trhu.



Obrázek 5 Rolované gama-koefficienty čtyř NMS vůči EU v období 2000–2011

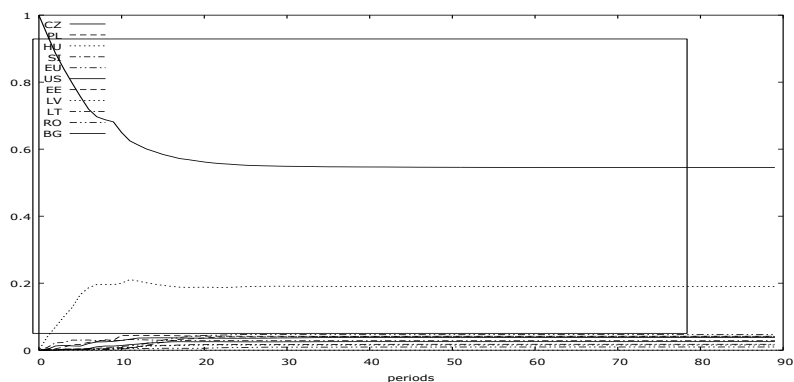
Poznámka: Na grafu je jasně patrný zlom v druhé polovině roku 2008, kdy gama-koefficienty všech zemí skokově vzrostly. Bulharský trh v předkrizovém období téměř nereagoval na události v eurozóně, ovšem po pádu Lehman Brothers se stal vysoce citlivým.



Obrázek 6 Funkce odpovědi českého indexu na impuls z maďarského trhu pro období 2007–2011

Poznámka: Z grafu je patrné, že jednotkový impuls z maďarského trhu vyvolá silnou pozitivní reakci. Ta ovšem postupně odeznívá, takže odhadnutý model VAR(12) je stabilní. Většina šoku odezní do 15. dne a systém se definitivně vrátí do rovnováhy do 60 dnů.

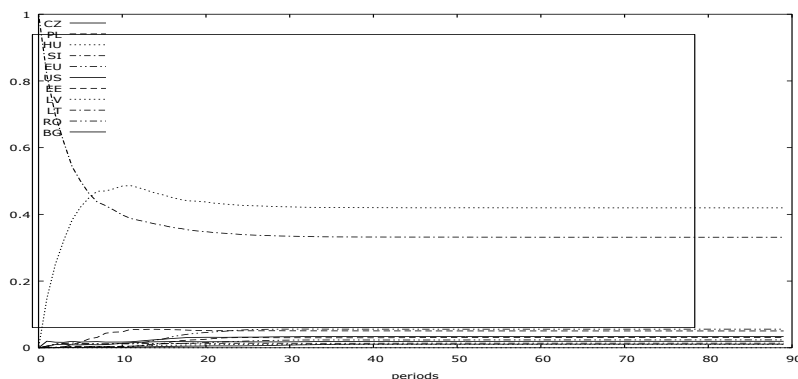
Zdroj: Vlastní výpočty autora (výstup ze systému Gretl)



Obrázek 7 Rozklad rozptylu českého trhu pro období 2007–2011

Poznámka: Z grafu je zřejmé, že na vysvětlení rozptylu předpovědní chyby vysvětlované proměnné se nejvíce podílí změna v téže rovnici (cca 60 %) a také změna na maďarském trhu (cca 20 %). Inovace na ostatních trzích nejsou významné.

Zdroj: Vlastní výpočty autora (výstup ze systému Gretl)



Obrázek 8 Rozklad rozptylu slovinského trhu pro období 2007–2011

Poznámka: Oproti předchozímu grafu je na obrázku 8 viditelné, že inovace na maďarském trhu se nejvíce podílí na vysvětlení rozptylu předpovědní chyby vysvětlované proměnné (cca 41 %) a inovace na domácím trhu vysvětlují menší část rozptylu (cca 37 %). Také v tomto případě nejsou inovace na trzích ostatní NMS významné.

Zdroj: Vlastní výpočty autora (výstup ze systému Gretl)

